

妻の労働時間、雇用形態および生活満足度に関する ジェンダー・アイデンティティ仮説の検証 ——米国を事例として

*Testing Gender Identity Hypotheses on Wives' Work Hours, Employment Status,
and Life Satisfaction: Evidence from the US*

安 藤 潤*

要旨

本論文の目的は連合総合生活開発研究所が米国で実施した「生活時間に関するアンケート調査, 2007」を用い、労働時間と生活満足度に関する2つのジェンダー・アイデンティティ仮説を検証することである。実証分析の結果から、第1に、2つの仮説はともに支持されないこと、第2に、子どもを持つが持つまいが、0時間以上15時間未満しか働かない場合にのみ妻の生活満足度は有意に低下すること、そして第3に、妻の雇用形態はその生活満足度に影響を及ぼさないことが明らかにされた。第2のファクト・ファインディングについては、米国では妻というジェンダーグループの中に専業主婦を嗜好するグループと就労を嗜好するグループとが混在し、「(子を持つ)妻は働くべきではない」という社会的行動規範が存在する一方で、後者のグループ内でさらに「(子を持つ)妻も長時間働くべきである」というもう1つの社会的行動規範が存在する可能性を指摘した。

キーワード：アイデンティティ経済学、ジェンダー・アイデンティティ、社会的規範、生活満足度、パートタイム労働

JEL Codes: B55, J16, J22

1. 序論

本論文の目的は連合総合生活開発研究所が実施した「生活時間に関するアンケート調査, 2007」のうちアメリカ合衆国（以下、米国）における調査結果を用い、労働時間と主観的満足度に関するBooth and van Ours (2008, 2009, 2013)のジェンダー・アイデンティティ仮説とAkerlof and Kranton (2000)が提唱するアイデンティティ経済学のプロトタイプ・モデルから導出されるもう一方のジェンダー・アイデンティティ仮説を検証することである。第2次世界大戦後の先進国経済に共通して見られる現象として、高等教育を受ける女性の増加とともにパートタイム労働が普及し、女性の労働力参加率が上昇したことが挙げられる。労働は女性を幸福にするのかについては2つの対立する考え方がある。家庭責任を負う女性は労働することによりワーク・ファミリー・コンフリクトに直面し、女性が社会からジェンダー行動規範やジェンダー役割からの圧力を受け

* ANDO, Jun [国際文化学科]

ていると考えられる。また、フルタイム労働者はパートタイム労働者に比べて時間拘束の度合いが強い。このような考え方に従えば既婚女性の中でも専業主婦が就労する女性よりも、パートタイム労働に従事する女性がフルタイム労働に従事する女性よりも幸福感を得ていると考えられる。反対に、1960年代を中心に展開された米国の女性解放運動は既婚女性を家庭から解放したとの考え方に立つならば、就労する既婚女性は専業主婦よりも幸福感を得ているものと考えられる。前者の主張にジェンダー・アイデンティティを明示的に考慮し、夫もしくは妻の主観的幸福度と、家事労働および市場労働の夫婦間の分担はジェンダー特殊の効用と社会の慣習（規範）により強力に決定される、つまり、ジェンダーが重要であるので、既婚男性はフルタイムで働く方がパートタイムで働くよりも幸福度が高まり、既婚女性はパートタイムで働く方がフルタイムで働くよりもより幸福度が高くなるとの考え方がある。これは既婚もしくはパートナーを持つ男女の労働時間と主観的満足度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説と呼ばれる。

パートタイム労働は妻にとってどのような意味を持つのだろうか。一方では、もしパートタイム労働がなく正規雇用のフルタイム労働しかなかったとすれば家庭責任のかなりを負う妻は専業主婦を選択すると考えられるため、女性の労働力参加は大きく低下するだろうという肯定的な見方もある。他方では、女性の大学など高等教育機関への進学率上昇は教育歴の長期化とその人的資本を増加させていることを意味し、そのような中で女性のパートタイム労働の増加はその人的資本の過剰利用と資源の無駄遣いとなって大きな損失を生んでいるという否定的な見方がある(Booth and van Ours 2013, p. 264)。4年制大学を卒業し、当初はフルタイム労働に従事していたにもかかわらずある時期からパートタイム労働に従事するようになる女性がいるのはなぜだろうか。その要因は出産というライフイベントの発生に求めることができそうである。Paull(2008)は、第1子出産を機に、フルタイム労働に従事する女性の多くがパートタイム労働者となること、また、パートタイム労働に従事する女性もその雇用上の地位を維持することを明らかにしている。これに対してGregory and Connolly (2008)は英国雇用機会委員会のレポートから、1つの「謎 (puzzle)」として、仕事と労働時間に関する満足度ではフルタイム労働に従事する女性よりも高いものの、生活満足度に関しては子を持つフルタイム女性が最も高いことを挙げている。Bertland (2013)は大卒女性の主観的幸福感にそのキャリアと家族形成がどのような影響を及ぼすかについて分析し、サンプル中の第25分位に属する高所得を手にし、かつ、結婚して夫と子供を持っている場合にはそのような既婚女性の生活満足度は上昇しないことを明らかにしている。Wielers et al. (2014)は子を持つフルタイム（パートタイム）労働に従事する女性はワーク・ファミリー・コンフリクトに直面すると仕事と家庭を両立しようとするので、子供がいないフルタイム（パートタイム）労働に従事する女性に比べて労働時間を減らそうと（増やそうと）しない傾向があることを発見している。これに対してBooth and van Ours(2008)はアイデンティティを明示的に考慮し、アイデンティティ経済学をフレームワークとして既婚もしくはパートナーを持つ女性の就業上の地位変更の要因をジェンダー・アイデンティティに求める。

アイデンティティ経済学では、経済主体は社会的カテゴリーのあるグループに属しており、そのグループには支配的となっている行動規範が割り当てられており、その行動規範が求める望ましい行動に選好が合致しない経済主体がその規範から逸脱する行動を選択したとき、そのような経済主体は自分自身の逸脱行動からアイデンティティを喪失して効用を低下させ、そのグループの中で支配的な行動規範に合致する行動に選好を持つ経済主体からときに逸脱行動への抑止としてのいわば制裁を加えられ、その結果、さらに効用を低下させるため、効用最大化の

観点から不本意ながらもその行動規範が求める望ましい行動に完全に同調するか、あるいは部分的に同調すると説明される¹。Akerlof and Kranton (2000) がアイデンティティ経済学を提唱して以来、教育政策、労務管理、夫婦間家事分担、労働供給、結婚形成や離婚などに応用されて経済学ではアイデンティティを経済分析に導入することが一種のブームとなっている (Ando 2011, 2012a, 2012b, 2015; 安藤 2018; Akerlof and Kranton 2002, 2005, 2008; Bertland and Kamenica 2015; Booth and van Ours 2008, 2009, 2013; Boulu-Reshef 2015; Chang 2011, Russo 2012)²。その中で Booth and van Ours (2008) は男女間で家事労働と市場労働をどのように分担するかはジェンダーが重要な要素となると主張する。家事分担に注目すると、Akerlof and Kranton (2000) は米国の夫の家庭外労働時間分担比率が 50% を下回る領域では同比率が限界的に 1 単位減少しても限界的に増える夫の家事労働時間分担比率の単位数は徐々に小さくなることを示している。このような夫婦間の家事労働分担行動はジェンダー・ディスプレイと呼ばれる。Ando (2011) は日本の夫婦間家事労働分担行動のジェンダー・ディスプレイにジェンダー・アイデンティティ喪失が密接に関係していることを、Ando (2012a, 2012b, 2015) と安藤 (2018) は日本の共稼ぎ夫婦の夫や妻の家事労働行動がジェンダー・ディスプレイ仮説により支持されることをそれぞれ明らかにしており、また、Bertland and Kamenica (2015) は妻の相対的所得（妻の所得／夫婦総所得）が大きい夫婦ほど妻の方が夫よりも家事・育児時間分担の格差が大きいことを明らかにしている。市場労働の分担に関しては Booth and van Ours (2008, 2009, 2013) と Russo (2012) が既婚もしくはパートナーを持つ女性は家庭責任を負うためフルタイムで長時間労働するよりはパートタイムで短時間働く方が主観的満足度は高くなると主張し、これらと女性のジェンダー・アイデンティティとの関連を指摘している。Chang (2011) もまた男女の労働供給時間にジェンダー・アイデンティティの獲得と喪失が影響を及ぼすことを実証的に明らかにしている。

ただし Booth and van Ours (2008, 2009, 2013)、Chang (2011) および Russo (2012) の実証分析はジェンダー・アイデンティティが考慮されているもののアイデンティティ仮説におけるプロトタイプ・モデルを組み込んでおらず、また、これら先行研究におけるジェンダー・アイデンティティ仮説はアイデンティティ仮説のプロトタイプ・モデルから導出される妻の労働時間と主観的幸福度に関するジェンダー・アイデンティティ仮説とは異なるものである。本研究ではこの妻のジェンダー・アイデンティティが雇用形態と労働時間の選択を通じてその生活満足度にどのような影響を及ぼしているのかに焦点を当て、これら 2 つのジェンダー・アイデンティティ仮説を検証する。本論文の構成は以下の通りである。次節では主な先行研究が概観される。第 3 節では本研究におけるアイデンティティ・モデルとそれに基づく仮説が提示され、第 4 節では個票データを用いた実証分析の結果が示される。そして最後に結論が導出される。

2. 先行研究

そもそも仕事満足度にジェンダー格差はあるのか。Clark (1997) は仕事満足度のジェンダー格差を考察し、英国の British Household Panel Survey (BHPS) ウェーブ 1 を用い、雇用、解雇、

¹ 後述するように、あるグループにおける支配的な行動規範が求める望ましい行動に選好が合致しないメンバーがそのような行動を選択しなかったからといって必ずしもその望ましい行動に選好が合致するメンバーから「制裁」を受けるとは限らないことには注意が必要である。

² もっとも Fine (2009) のようにアイデンティティ経済学に批判的な研究者も存在することは事実である。

職務内容、昇進機会、セクハラといった観点で女性の仕事は男性の仕事よりも劣悪であるのに仕事満足度と男性ダミーが有意な負の関係を持つ、つまり、男性よりも女性の方が仕事満足度が高くなるのはなぜかについて様々な観点から実証分析を行ない、女性が男性と同じく昇進や昇給といった点で今後に期待が持てるのであれば全体的仕事満足度のジェンダー格差は解消されることをもって、労働市場における女性の地位向上とそれがもたらす様々な報酬への期待が向上していることが女性の仕事満足度を男性よりも高めており、これが一時的な現象となって現れていると結論づけている³。Sousa-Poza and Sousa-Poza (2003) も 1991—2000 年の BHPS から得られたパネルデータを用いて仕事満足度に関するジェンダー格差を実証的に考察し、Clark (1997) の結論を支持している。

女性の雇用上の地位は仕事満足度や生活満足度にどのような影響を与えるのであろうか。Bardasi and Francesconi (2004) は 1991—2000 年の英国 BHPS から得られたパネルデータを用い、パートタイム雇用、季節労働雇用や有期契約雇用といった非典型雇用が男女のメンタル・ヘルス、全体的な健康度、生活満足度、仕事満足度に与える影響を実証的に分析し、女性の今期の雇用上の地位がフルタイム雇用であった場合に比べて季節限定雇用・臨時雇用であった場合であった場合には同期の生活満足度をと仕事満足度をとともに低下させる確率が高くなること、有期契約雇用であった場合には仕事満足度を低下させる確率を高くすること、そして労働時間が 1 ～ 15 時間であろうが 16 ～ 29 時間であろうがパートタイム雇用は仕事満足度を低下させる確率を低くすることを明らかにしている⁴。

雇用形態や労働時間がその主観的満足度にどのような影響を与えるかについてジェンダー・アイデンティティを明示的にモデルに組み込んで分析したのは Booth and van Ours (2008) である。Booth and van Ours (2008) は英国の BHPS におけるウェーブ 6-13 (1996—2003) を用いて男性パートナーと女性パートナーの労働時間満足度、仕事満足度、生活満足度が自分とそれぞれのパートナーの労働時間によりどのように影響を受けるか—クロス・ファミリー効果—をアンバランス・パネルデータで実証分析を行なっている。2 人は週平均労働時間によりスモール・パートタイム労働 (small part-time job、週平均労働時間 1-15 時間)、ラージ・パートタイム労働 (large part-time job、同 16-29 時間)、通常のフルタイム労働 (regular full-time、同 30-39 時間)、超過労働 (working overtime、同 40 時間以上) に分類し、順序ロジットモデルでプールド・クロスセクション分析と固定効果パネル分析を行なっている。そのプールド・クロスセクション分析の結果からは①女性パートナーはフルタイムで働く場合と超過労働する場合にはスモール・パートタイム労働に比べて有意に労働時間満足度も仕事満足度も下がること、②女性パートナーは労働時間の長

³ Clark (1997) は、年齢が 16 歳以上 19 歳以下もしくは 60 歳以上であれば、教育水準が大卒以上であれば、回答者自身が 14 歳のときに母親が専門職で働いていれば、管理職、専門職、準専門職といった職に就いていれば、職場の同僚が主にあるいはほとんど男性であれば全体的仕事満足度のジェンダー格差はなくなることを明らかにしている。

⁴ Bardasi and Francesconi (2004) は女性の 1 期前、2 期前の雇用上の地位がフルタイム雇用であった場合に比べて労働時間が 1 ～ 15 時間のパートタイム雇用であった場合には今期の仕事満足度を低下させる確率を低くすること、女性の雇用上の地位が 1 期前から今期にかけてフルタイム雇用から有期契約雇用に変った場合には 1 期前から今期にかけての女性の仕事満足度を低下させる確率を高める一方、労働時間が 1 ～ 15 時間のパートタイム雇用からフルタイム雇用に変った場合にはその確率を下げることに、女性の雇用上の地位が 2 期前から 1 期前にかけてフルタイム雇用から労働時間が 16 ～ 29 時間のパートタイム雇用からフルタイム雇用に変った場合には 1 期前から今期にかけての女性の仕事満足度を低下させる確率を下げることも明らかにしている。

さに関係なくパートタイムであれば労働時間満足度は変わらないが、仕事満足度はスモール・パートタイム労働に比べてラージ・パートタイム労働の方が有意に低くなること、③男性パートナーの労働時間は女性パートナーの労働時間満足度にも仕事満足度にも影響を及ぼさないこと、④男性パートナーの労働時間満足度は女性パートナーの労働時間によって影響を受けないが、自分がフルタイムで働く場合はパートタイムで働く場合よりも労働時間満足度も仕事満足度ともに有意に低下すること、⑤男性パートナーの仕事満足度は女性パートナーがフルタイムで働く場合(30時間以上40時間以下で働く場合)にのみ有意に低下すること、⑥子供がいるカップルの女性パートナーの生活満足度は自分とその男性パートナーの労働時間から影響を受けず、男性パートナーの生活満足度が上昇するのはパートタイム労働の場合のみでその女性パートナーの労働時間からは影響を受けないこと、⑦子どもがいるカップルの女性パートナーの生活満足度は自分がスモール・パートタイム労働で働いている場合のみで、その男性パートナーの労働時間からも影響を受けないこと、⑧子供がいるカップルの男性パートナーの生活満足度は自分の労働時間から影響を受けず、その女性パートナーがフルタイム超過勤務している場合のみ低下することが明らかにされている。また、固定効果パネル分析の結果からは、①女性パートナーの労働時間満足度も仕事満足度もスモール・パートタイム労働に比べてフルタイムで働く場合と超過労働の場合には有意に低下するがラージ・パートタイム労働の場合には影響を受けないこと、②女性パートナーの労働時間満足度も仕事満足度も男性パートナーの労働時間には影響を受けないこと、③男性パートナーの労働時間満足度はパートタイム労働に比べてフルタイムの超過労働をしている場合にのみ有意に低下するが、その仕事満足度は労働時間に影響を受けないこと、④男性パートナーの労働時間満足度は女性パートナーがラージ・パートタイム労働をしている場合とフルタイム労働をしている場合に上昇するが、その仕事満足度は女性パートナーの労働時間に影響を受けないこと、⑤子供がいないカップルの場合、女性パートナーも男性パートナーも自分とそのパートナーの労働時間からその生活満足度は影響を受けないこと、⑥子供がいるカップルの場合、女性パートナーがフルタイムで働いていれば自分とパートナーの生活満足度を優位に引き上げること、⑦女性パートナーの生活満足度は自分がスモール・パートタイムで働いている場合も上昇すること、⑧子供がいるカップルの男性パートナーの生活満足度は自分がフルタイムもしくはフルタイム超過労働をしていると有意に上昇することが明らかにされている。Booth and van Ours(2009)はオーストラリアの Household, Income and Labor Dynamics in Australia (HILDA) 2001—2004 年の4ウェーブを用い、就業上の地位という観点からジェンダー・アイデンティティと幸福度を結びつけ、パートタイム労働(週平均労働時間35時間未満)、フルタイム労働、超過労働との比較を行っている。そのプールド・クロスセクション分析の結果は、①女性パートナーの時間満足度と就業満足度はパートタイム労働の方がフルタイム労働よりも有意に高くなるが、生活満足度はいずれの労働をするかにより影響を受けないこと、②女性パートナーの時間満足度と就業満足度はその男性パートナーがフルタイムで働いているかパートで働いているかにより影響を受けないが、生活満足度は男性パートナーがフルタイムで働いている場合に有意に上昇すること、③男性パートナーの時間満足度はフルタイムで働く場合よりもパートで働いている場合の方が優位に高くなるが、就業満足度と生活満足度はその就業上の地位とは関係がないこと、④男性パートナーの3つの満足度は女性パートナーの就業上の地位とは関係がないことを明らかにしている。さらにその固定効果パネル分析の結果は、①女性パートナーの時間満足度はパートタイムで働いている場合はフルタイムで働いている場合よりも有意に高くなるが、そのパートタイム労働は就業満足度と

生活満足度には影響を及ぼさないこと、②女性パートナーの生活満足度は自分がフルタイムで働いている場合に有意に引き下げられること、③女性パートナーの時間満足度と就業満足度はその男性パートナーの就業上の地位とは関係ないが、生活満足度は男性パートナーがフルタイムで働いていると有意に上昇すること、④男性パートナーの3つの満足度とその女性パートナーの就業上の地位とは関係がないこと、⑤男性パートナーの生活満足度は自分がフルタイムで働いている場合には有意に上昇することを明らかにしている。Chang (2011) は2002年の台湾社会変遷基本調査 (Taiwan Social Change Survey) の個票データを用い、アイデンティティ関数から得られた回答者のジェンダー・アイデンティティを数値化して推定式に組み込み、男女のジェンダー・アイデンティティ獲得 (喪失) がその主観的幸福度を上昇 (低下) させることを明らかにしている。Treas et al. (2011) は、ジェンダー・アイデンティティを考慮してはいないが、日本を含む28か国のミクロデータを用いた個人レベル実証分析とマクロデータを用いた国家レベルの実証分析を行い、前者から生活満足度は専業主婦が最も高く、フルタイム労働に従事する既婚女性が最も低いこと、しかしこれらの専業主婦と2番目に生活満足度が高いパートタイム労働に従事する既婚女性とではほぼ差がなく、これらとフルタイム労働に従事する既婚女性の差もわずかであることを明らかにしている。Russo (2012) は、妻は複数のアイデンティティや役割を時間配分上同時達成できないことに注目し、パートタイマーにはパートでの就労スケジュールを自分が同調するアイデンティティにより規範化される適切な行動としてみなしているパートタイマーと上述したような不本意パートタイマーが存在し、労働時間数が労働者の仕事満足度と生活満足度に与える影響としては前者のように個々の経済主体がその規範に合致した行動をとっている場合には正、後者のように様々なアイデンティティを同時達成できていない場合には負となると考えられ、後者のようなパートタイム労働者は自らの社会的アイデンティティに合致するようパートタイム労働を選んでいる前者のようなパートタイマーに比べて仕事満足度も生活満足度も低くなると予測し、オランダの1,845人の個票データを用い、順序プロビットモデルで男女別に推定している。その実証分析からフルタイム雇用を望んでいる女性のロング・パートタイム労働者とショート・パートタイム労働者 = 「不本意パートタイム労働者」の労働時間はその仕事満足度を引き下げるが生活満足度に与える影響はロング・パートタイム労働者が負、ショート・パートタイム労働者が正で、ともに有意ではないとの結論が得られている。さらにBooth and van Ours (2013) は、オランダのCentER パネル1993～2006年(14ウェーブ)を用い、週平均労働時間をスモール・パートタイム労働 (週平均労働時間1～20時間)、パートタイム労働 (同21～32時間)、フルタイム労働 (同33～40時間)、ラージ・フルタイム労働 (同40時間超) の4つのカテゴリーに分割し、妻・パートナーの労働時間が専業主婦と比べて生活満足度と仕事満足度に対してどのような影響を与えるのかを固定効果ロジットモデルで分析している。その生活満足度に与える影響に関する実証分析の結果は①男性は世帯収入を考慮しない場合、1～20時間のカテゴリーを除く21時間以上の労働時間に関する3つのカテゴリーすべてで有意に生活満足度を引き上げるが、労働時間が長いほど正の係数値は低下する (21～32が.157、33～40が1.23、40超が0.98) こと、②男性はパートナーがスモール・パートタイムで働くかパートタイムで働くかで生活満足度は有意に引き上げられ、2つの係数値はそれぞれ0.60、0.59とほぼ同程度であること、③ただし世帯収入を考慮して推定すると係数の符号は変わらないかすべて有意ではなくなる (世帯収入も有意ではない) こと、④世帯収入を考慮しようがしまいが本人の健康度は生活満足度を有意に引き上げるがパートナーのそれは有意には引き上げないこと、⑤女性は世帯収入を考慮しない場合、1～

20 時間、21 - 32 時間、33 - 40 時間の 3 つのカテゴリーで係数の符号は負を、40 時間超のカテゴリーで正を示しているがすべて有意ではないこと、⑥女性は、世帯収入を考慮した場合、4 つのカテゴリーすべてで係数の符号は負となるがやはりすべて有意ではないこと、⑦女性は、世帯収入を考慮しない場合、パートナーの労働時間が 1 - 20 時間と 33 - 40 時間のカテゴリーで符号は負、残る 2 つのカテゴリーで符号は正となるがすべて有意ではないこと、⑧女性は、世帯年収を考慮すると、パートナーの労働時間に関する 4 つのカテゴリーすべてで符号は負となるがやはりすべて有意ではなく、世帯収入も有意ではない正であること、⑨いずれの場合も有意なのは自分の健康度のみ（符号は正）であることを明らかにしている。

日本の女性の働き方の違いによりどれだけ生活満足度に違いがあるのかを分析しているのが戸田（2012）である。彼は公益財団法人家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』（JPSC）の第 11 回から第 19 回までの 9 ウェーブを使用し、固定効果をコントロールした順序ロジットモデルで実証分析を行なっている。その結果は、非労働力＝専業主婦と比較した場合、全サンプルの場合には週平均労働時間が 22 ～ 34 時間と 49 時間以上の場合には生活満足度は有意に低下し、後者の場合は前者の場合よりも大きく生活満足度を低下させること、週平均労働時間が 15 時間未満、35 ～ 42 時間、43 ～ 49 時間の場合には係数こそ負になるものの有意ではなく、このことはサンプルを既婚者に制限した場合についても言えること、また雇用形態別の生活満足度を比較した場合、やはり全サンプルの場合には非労働力と比べて非正社員は有意に低くなるがサンプルを既婚者に限定した場合には必ずしも当てはまらないことを示唆している。

このように既婚女性の雇用上の地位や労働時間とその生活満足度との関係に関する実証分析の結果は必ずしも整合的ではない。

3. フレームワーク

3.1 アイデンティティ効用関数

経済主体は以下のようなアイデンティティ I_j が組み込まれた効用関数 U_j を持っている。

$$U_j = U_j(a_j, a_j, I_j) \quad (1)$$

$$I_j = I_j(a_j, a_j; c_j, \varepsilon_j, P) \quad (2)$$

上の (1) 式において U_j は個人 j の効用であり、この効用 U_j は個人 j の、つまり自己の行動ベクトル a_j 、他者の行動ベクトル a_j 、そして個人 j のアイデンティティ I_j に依存する。また (2) 式からもわかるように、この個人 j のアイデンティティ I_j はまず第 1 に個人 j に割り当てられた社会的カテゴリーにおけるあるグループに関するベクトル c_j に依存して決定される。 I_j はある社会的カテゴリー内のグループに社会的地位を与え、より高い社会的地位にあるグループに割り当てられた個人は強化された自己イメージを享受することになる。個人 j のアイデンティティ I_j はまた個人 j の諸特徴 ε_j が社会的カテゴリーにおけるグループの行動規範ベクトル P にどの程度合致しているかにも依存して決定される。そして個人 j のアイデンティティ I_j は個人 j の行動と他者の行動がどの程度行動規範 P に合致しているかによっても決定される。そして個人 j の効用 U_j はアイデンティティ I_j の増加やその損失を通じて上昇したり低下したりする。最も単純なケースでは、個人 j は c_j 、 ε_j 、 P および他者の様々な行動を所与として効用 U_j を最大化すべく様々な行動を選択する（Akerlof and Kranton 2000, p. 719）。

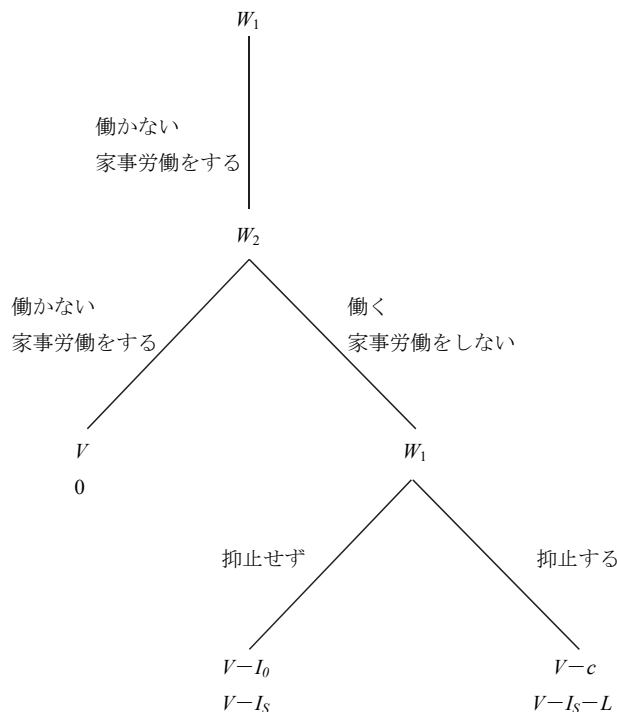
3.2 モデルと仮説

個人の主観的幸福度と家庭内外の労働に関するジェンダー分業は社会的規範により強力に決定されるため、パートタイム（短時間）で働く妻の主観的幸福度が専業主婦やフルタイム（長時間）で働く妻のそれよりも高くなるとの考え方は「ジェンダー・アイデンティティ仮説」と呼ばれる。ここではその提唱者にちなんで Booth and van Ours (2008, 2009, 2013) のジェンダー・アイデンティティ仮説と呼ぶこととしよう。本論文では Akerlof and Kranton (2000) によるゲーム理論をベースとするプロトタイプ・モデルを図1を用いて説明し、妻の働き方と主観的幸福度に関するもう1つのジェンダー・アイデンティティ仮説を導出する。ジェンダーという社会的カテゴリーは「男性」と「女性」というグループに大別され、私たちはそのいずれかに個人的アイデンティティを持っている。そして社会はそれら2つのグループに対してジェンダー行動規範を与えている。

今、 W_1 の選好が「働かない」ことに、 W_2 の選好が「働く」ことにあり、社会で支配的となっている労働に関する行動規範を「既婚女性は働くべきではない」とする。

ここでまず W_1 も W_2 も働かないケースを考えよう。 W_1 は自己の行動が自らの選好に合致しているのでアイデンティティを獲得し、それを通じて効用が上昇する。それと同時に W_1 は他者としての W_2 が社会的行動規範に従った行動を選択しているのでこのことから喪失する個人的アイデンティティはなく、したがって効用も低下しない。よって W_1 は効用 V を得る。自らの選

図1 W_1 と W_2 との間の相互行為に関するゲーム・ツリー



(出所) Akerlof and Kranton (2000), p. 729.

(注) 上段と下段はそれぞれ W_1 と W_2 の効用を表す。

好に合致しない行動をとってしまった W_2 はそのような自己の行動から個人的アイデンティティを喪失するので効用は得られず、本モデルでその効用は 0 と設定される。

次に W_1 は働くが、 W_2 は働くケースを考えよう。上で記した社会的行動規範を支持する W_1 は自己の行動が自らの選好に合致するのでアイデンティティを獲得し、それを通じて効用が V だけ上昇する。しかし同時に W_1 は他者としての W_2 が行動規範を逸脱する行動を選択しているのでアイデンティティを喪失し、その結果彼女の効用は I_0 だけ低下する。よって W_1 は効用 $V - I_0$ を得る。 W_2 は自己の行動が自らの選好に合致するのでアイデンティティを獲得し、効用 V を得るが同時に W_2 は社会的行動規範を逸脱しているためアイデンティティを喪失し、効用を I_S だけ低下させ、合計で $V - I_S$ の効用を得る。

ここで W_1 が W_2 の規範逸脱行動に対して何らかの制裁を加えて逸脱を抑止しようとするとき、そのコスト c を支払わなければならないとする。もし c が I_0 よりも大きい場合には W_1 は抑止行動により効用を低下させるので W_2 の行動を抑止しない。したがって W_1 の効用は $V - I_0$ のままである。しかし、もし c が I_0 よりも小さい場合には抑止行動に出た方が W_1 の効用は $V - c$ まで上昇するので制裁を加えて W_2 の行動を抑止する。このとき W_2 はこの制裁からさらに L だけ効用を低下させ、彼女の効用は $V - I_S - L$ となる。

もし $V - I_S - L$ が正となるのであれば W_2 は働かないことよりも効用が高くなるので働くことを選択する。もし $V - I_S - L$ が負となるのであれば W_2 はそのまま働くことよりも効用が高くなるので労働市場から退出し、不本意ながら専業主婦となる。この場合でも W_2 は社会的行動規範に部分的に同調する、つまり、自分の望む水準よりも短く働くことで総効用 $V - I_S - L$ を正にすることが可能である。ただし、効用は主観的であり、望む労働時間も個人により差があるのでどの程度まで労働時間を短くするかは個人による。

もし W_1 が W_2 の規範逸脱行動に対してコスト c を支払ってまで抑止行動に出ていないとすれば不本意ながら専業主婦となっている既婚女性は存在しない。このとき W_1 と W_2 はともに正の効用を得るが、いずれの効用が高いかは不明である。もし W_1 が W_2 の規範逸脱行動に対して抑止行動に出ており、その結果すべての W_2 の効用が負となっているのであれば日本では専業主婦世帯ばかりになるはずである。しかし日本では専業主婦世帯ばかりではなく共働き世帯が相当数に上り、今や後者が前者を上回っていることはよく知られている事実である。したがって一部の W_2 は W_1 から制裁を受けてもその効用を正で維持しているものと考えられる。 W_1 と W_2 はこのときともに正の効用を得るものの、いずれの効用が高いかは不明である。この場合、自らの選好に合致して専業主婦となっている既婚女性 W_1 、 W_1 からの行動規範逸脱行動に対する抑止行動からもはや働くよりも働かないことを選択する不本意専業主婦 W_{21} 、 W_1 からの抑止行動を受けても部分的に行動規範に従うことで専業主婦になることを回避し、労働時間を削減して比較的に短時間だけ働く $W_{22,S}$ と、同様に比較的に長時間働く $W_{22,L}$ が存在する。ここで添え字の S は短時間労働、 L は長時間労働を表す。もっとも効用が低いのはそれが 0 となっている不本意専業主婦 W_{21} であり、この W_{21} を除くすべての既婚女性の効用は正になっているはずである。また、支配的な行動規範から外れるほど抑止行動による効用低下が大きくなると考えられるので既婚女性の効用は長時間働くほど低くなると考えられる。したがって $W_{22,S}$ 、 $W_{22,L}$ 、 W_{21} の効用はこの順番で徐々に低くなっていくものと考えられる。ただし W_1 の効用が W_{21} の効用よりも高い予想することはできるが、 W_1 の効用が $W_{22,S}$ 、 $W_{22,L}$ それぞれの効用よりも高いのかそれとも低いのかに関しては事前には予想できない。

なお、家事労働に関しては W_1 の選好が「家事労働をする」ことに、 W_2 の選好が「家事労働をしない」ことにあり、社会で支配的となっている労働に関する行動規範を「既婚女性は家事労働をするべきである」とすれば上で説明した労働に関するモデルのとその考察から彼女たちの行動選択と得られる効用は類推される。

4. 実証分析

4.1 サンプル

サンプルを作成するにあたって使用したデータは連合総合生活開発研究所「生活時間に関するアンケート調査, 2007」である。同調査は米国に加えて日本、フランス、韓国でも同じ調査を行っているが、本研究で使用するのは米国のデータだけである⁵。

サンプルは同居し、ともに高卒以上の 20 歳以上 50 歳未満の女性と 20 歳以上 60 歳未満の男性から構成される夫婦とした。ただし、回答者の最終学歴の選択肢として日本のアンケート調査では存在しない「8. その他 (8. Others)」が具体的にどのような学歴なのか不明であるため、これを選択した妻もしくは夫から構成される夫婦はサンプルから除き、働き方に関しては雇用形態（正規雇用か、非正規雇用か）に関係なく勤め人と専業主婦・専業主夫に限定した。ただし年収は前年のものについて質問しているため調査時点での稼得状況と働き方が一致しない場合があるため、仕事から得た年収と労働時間のいずれか一方でもあると回答した専業主婦および専業主夫と、仕事から得た年収と労働時間いずれか一方でもないと回答した勤め人は除いた。その結果、297 組の夫婦がサンプルに残った。

4.2 変数

被説明変数は妻の生活満足度である。仕事満足度を使用しなかったのは本研究では労働だけでなく家事労働も考慮しているからである。「生活時間に関するアンケート調査, 2007」では Q27 で「あなたは現在の生活についてどの程度満足していますか」という問を設け、「1. かなり満足している」、「2. やや満足している」、「3. どちらともいえない」、「4. やや不満である」、「5. かなり不満である」の 5 つの選択肢が与えられているが、分析に当たっては「1.」が最も高くなるように 5 点を、そして「5.」が最も低くなるように 1 点を与えている。

説明変数は夫婦総収入、夫と妻それぞれの健康度、週平均労働時間を 15 時間以上 30 時間未満、30 時間以上 40 時間未満、40 時間以上に分けた妻のダミー、さらには不本意ではない専業主婦ダミー、不本意ではなく週平均 15 時間未満 (> 0) だけ働く妻ダミー⁶、正規雇用の妻ダミー、週平均労働時間を 30 時間以上 40 時間未満、40 時間以上 50 時間未満、50 時間以上 60 時間未満、60 時間以上の 4 カテゴリーに分けた夫のダミー、そして正規雇用の夫ダミー、夫と妻それぞれの家事・育児労働時間、妻の年齢とその 2 乗、妻の最終学歴（高卒、専門卒、高専卒、短大卒、4 大卒、院修了）ダミー、妻の職種、業種、職場の従業員規模それぞれに関するダミー、本人もしくは夫の親同居ダミー、5 歳未満の子ども同居ダミー、6 歳以上 13 歳未満の子ども同居ダミー、

⁵ アンケート調査における質問は 1 年前の年収を除いて基本的に 4 か国で共通であり、各国の言語で記載されている。米国については英語が用いられているが、以下の変数の説明では日本語版の質問を使用する。

⁶ 自らの労働時間を「不本意」と感じている妻を「Q21」の「B 仕事の時間」を「増やしたい」と回答した妻と定義した。

13 歳以上 18 歳未満の子ども同居ダミーである。妻（夫）が夫（妻）に稼得責任（家庭責任）を果たしてくれることを望んでいるのであれば夫（妻）の労働時間が長く（短く）なればなるほど妻（夫）の主観的幸福度は上昇すると考えられる。これはクロス・パートナー効果と呼ばれる（Booth and van Ours 2008）。上記（2）式で表わされるアイデンティティ関数の説明変数の 1 つとして他者の行動ベクトルが組み込まれていることからわかるように、アイデンティティ経済学では個人の効用は他者の行動が支配的な社会的行動規範に合致しているかによっても上昇したり、低下したりする。そのプロトタイプ・モデルからも、「夫は働くべきである」との考えが支配的な社会的行動規範であるとすれば妻は夫がその規範に合致するような行動をとればとるほど効用を高めると考えられるので、やはり夫が正規雇用で働き、しかもその労働時間が長くなればなるほど妻の主観的幸福度は上昇するものと考えられる。また、「夫は家事・育児労働をするべきではない」という社会的行動規範が支配的であれば、妻は夫がそれらに多くの時間を割り当てないほど妻の効用の低下は少なくなると考えられるので符号条件は負である。妻はある年齢に達するまでは様々な家庭責任、特に育児責任を負わされることになるのでそれまでは主観的満足度は年齢が上昇するほど低下するが、その年齢を超えると徐々にそれら責任から解放されるため、一転して主観的満足度は年齢が上昇するほど大きくなるという考え方は女性の年齢の U 字仮説と呼ばれる。よって妻の年齢の符号条件は負、その 2 条項の符号条件は正である。

夫と妻それぞれの年収には「Q29. 昨年 1 年間の仕事から得た収入（税込）」、「Q30. 昨年 1 年間の仕事以外から得た収入」、「Q31. 本人と配偶者／パートナー以外の家族から家計に繰り入れられた収入」の代表値として中間値を使用し、これらを合計したものを夫婦総年収とし、それを対数値に変換した。夫と妻それぞれの健康度は「Q28.」で問うている「A かなり神経質であったこと」、「B どうにもならないくらい気分が落ち込んでいたこと」、「C 落ち着いておだやかな気分であったこと」、「D 落ち込んで、ゆううつであったこと」、「E 楽しい気分であったこと」、「F 健康上の理由で、家事や仕事などの活動が制限されたこと」の過去 1 か月間に感じた頻度を利用した。選択肢は「(1) 毎日のように」、「(2) 頻繁に」、「(3) ときどきあった」、「(4) まれにあった」、「(5) まったくなかった」の 5 個であり、「A」、「B」、「D」、「F」については (5) から (1) まで順番に 1 点から 5 点を、「C」と「E」については反対に (1) から (5) まで順番に 5 点から 1 点を与え、これら 5 つのスコアを合計した。夫と妻それぞれの週平均労働時間（分）は「Q4」で問うている「通常の出勤日」における始業時間と就業時間の差から「食事時間」、「休憩・休息時間」を除き、「残業時間」を加えてこれに「Q1」で回答した一週間の平均的な労働日数をかけて求め、アイデンティティ経済学のプロトタイプ・モデルから導出したジェンダー・アイデンティティ仮説の検証には不本意専業主夫を、Booth and van Ours (2008, 2009, 2013) のジェンダー・アイデンティティ仮説の検証には不本意ながら 15 時間未満働く妻をそれぞれ参照グループとした。夫と妻それぞれの家事・育児労働時間は「Q11」で回答している通常の出勤日 1 日あたりに費やす「炊事・洗濯・買い物など家事にあてる時間」、「自動車の洗浄・家屋修理などにあてる時間」、「子供に関わる時間（世話、しつけ・教育、遊ぶなど）」の時間を合計して求めた。妻と夫の雇用形態については「F7」における回答者の現在の就業状態から「正規雇用（正規の社員・職員）」、「非正規雇用（パート、アルバイト、派遣・契約・嘱託社員など）」、「専業主婦・主夫」を用い、「正規雇用」を 1 とするダミー変数を作成した⁷。妻と夫の最終学歴には「F3」における回答者の最終学歴を用い、「中学校」に 1、「高校」に 2、「専門学校」に 3、「高等専門学校（高専）」に 4、「短期大学」に 5、「大学」に 6、「大学院」に 7 を与えた。妻の職種は「専門・

技術」、「管理」、「事務」、「営業・販売」、「サービス」、「生産技能・作業」、「運輸・通信」、「その他」の8種類であり、「専門・技術」を参照グループとして残りの7種類で各ダミー変数を作成した。妻の業種は「建設」、「製造業」、「電気・ガス・熱供給・水道」、「情報通信業」、「運輸業」、「卸売・小売業」、「金融・保険業」、「不動産業」、「飲食店・宿泊業」、「医療・福祉」、「教育・学習・支援業」、「その他サービス業」、「公務」、「その他」の13種類であり、「建設業」を参照グループとして残りの12種類で各ダミー変数を作成した。妻の従業員規模は「5人未満」、「5～29人」、「30～49人」、「50～99人」、「100～299人」、「300～499人」、「500～999人」、「1000人以上」、「わからない」の9種類であり、「5人未満」を参照グループとして残りの8種類で各ダミー変数を作成した。本人もしくは夫の親同居ダミーには「F5」における「回答者と普段一緒に住んでいる人」を、年齢別の子供同居ダミーには「F5 - 1」における「0～5歳のお子さん」、「6～12歳のお子さん」、「13～17歳のお子さん」を用いた。

表 1 記述統計（専業主婦および働く妻）

変 数	妻 (n = 297)				子どもを持つ妻 (n = 210)			
	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差
妻の年齢	21.000	49.000	36.795	7.179	21.000	49.000	38.186	6.773
夫の年齢	22.000	56.000	38.828	7.380	23.000	56.000	39.943	7.069
妻の最終学歴	2.000	7.000	5.249	1.668	2.000	7.000	5.152	1.685
夫の最終学歴	2.000	7.000	4.970	1.818	2.000	7.000	4.910	1.845
妻の生活満足度	1.000	5.000	4.195	0.998	1.000	5.000	4.300	0.954
年間夫婦所得（ドル）	35,000.000	430,000.000	144,570.700	62,492.660	35,000.000	430,000.000	144,064.300	64,181.650
妻の健康状態	9.000	30.000	21.357	3.700	9.000	30.000	21.690	3.624
夫の健康状態	13.000	30.000	22.869	3.138	13.000	30.000	22.838	2.980
妻の週平均労働時間（時間）	0.000	83.883	34.70836	14.38836	0.000	78.633	33.495	14.570
夫の週平均労働時間（時間）	0.000	108.500	43.604	13.713	0.000	108.500	43.323	13.438
妻＝正規雇用ダミー	0.000	1.000	0.8686869	0.3383125	0.000	1.000	0.857	0.351
夫＝正規雇用ダミー	0.000	1.000	0.929	0.257	0.000	1.000	0.929	0.258
妻の家事・育児時間（分）	0.000	1,245.000	271.811	221.553	0.000	1,245.000	333.933	222.588
夫の家事・育児時間（分）	0.000	780.000	168.562	159.837	0.000	780.000	206.991	169.760
本人もしくは夫の父母同居ダミー	0.000	1.000	0.057	0.233	0.000	1.000	0.067	0.250
0～5歳の子ども同居ダミー	0.000	1.000	0.350	0.478	0.000	1.000	0.495	0.501
6～12歳の子ども同居ダミー	0.000	1.000	0.215	0.412	0.000	1.000	0.305	0.461
13～17歳の子ども同居ダミー	0.000	1.000	0.098	0.297	0.000	1.000	0.138	0.346

記述統計は表1に示されている通りである。家事労働に関しては W_1 の選好が「家事労働をする」ことに、3種類の W_2 の選好が「家事労働をしない」ことにあり、社会で支配的となっている家事労働に関する行動規範を「妻は家事労働をすべきである」とすれば上で説明した労働に関するモデルとその考察から彼女たちの行動選択と得られる効用は類推される。

⁷ 米国の調査票における英語で記載された回答者の就業状況の選択肢ではそれぞれ「Typical employment (regular employee)」、「Atypical employment (part-time employee, temporary worker, dispatched employee, contract employee, commissioned employee, and the like)」と表現されている。

4.3 実証分析の結果

表 2 妻の推定結果（被説明変数：妻の生活満足度）

説明変数	推定係数	z 値	推定係数	z 値
夫婦総所得（対数値）	0.984	2.652**	0.951	2.588**
妻の健康度	-0.009	-0.222	-0.008	-0.203
妻の週平均労働時間	参照グループ： 不本意専業主婦		参照グループ： 専業主婦	
0 時間（不本意ではない専業主婦）	0.720	0.670		
0 時間以上 15 時間未満	-1.512	-2.103*	-1.589	-2.226*
15 時間以上 30 時間未満	-0.695	-1.567	-0.715	-1.616
30 時間以上 40 時間未満	-0.422	-1.315	-0.434	-1.353
40 時間以上	-0.366	-1.272	-0.354	-1.233
妻 = 正規雇用	-0.452	-0.859	-0.549	-1.075
妻の週平均家事・育児時間	-0.001	-0.881	-0.001	-0.710
夫の健康度	-0.023	-0.475	-0.024	-0.485
夫の週平均労働時間	参照グループ：専業主夫			
0 時間以上 30 時間未満	2.112	1.544	2.150	1.571
30 時間以上 40 時間未満	1.254	1.032	1.281	1.056
40 時間以上 50 時間未満	1.202	0.977	1.238	1.008
50 時間以上 60 時間未満	0.881	0.714	0.895	0.725
60 時間以上	0.447	0.350	0.459	0.360
夫 = 正規雇用	0.517	0.940	0.513	0.931
夫の週平均家事・育児労働時間	0.003	2.478*	0.003	2.437*
妻の年齢	-0.257	-1.269	-0.253	-1.248
妻の年齢の 2 乗	0.004	1.261	0.003	1.237
サンプル数	297		297	
Pseudo R ²	0.110		0.110	
LR chi ²	75.83*		75.38*	
Log likelihood	-306.194		-306.420	
閾値 1	4.324		3.698	
閾値 2	6.642		6.016	
閾値 3	7.150		6.522	
閾値 4	9.234		8.604	

（注）表中の ** および * はそれぞれ 1% と 5% で有意であることを表している。

順序ロジット・モデルによる妻の推定結果は表 2 に示されている。妻の職種、業種、職場の従業員規模それぞれに関するダミー、本人もしくは配偶者の親同居ダミー、末子年齢 5 歳未満ダミー、末子年齢 6 歳以上 13 歳未満ダミー、末子年齢 13 歳以上 18 歳未満ダミーの推定結果は省略されている。その第 1 列には参照グループとして不本意専業主婦が用いられた推定結果が示されている。夫婦総所得は予想される符号条件を満たして 1% で有意である。妻の健康度は夫の健康度とともに予想される符号条件を満たさず、有意ではない。妻の労働時間に関する推定係数について注目すれば、正の符号を示しているのは不本意ではない専業主婦だけであり、すべての正の労働時間で負となっており、また、その絶対値は本論文でのジェンダー・アイデンティティ仮説とは反対に労働時間が長いほど小さくなっている。0 時間以上 15 時間未満は 5% で有意であり、15 時間以上 30 時間未満は弱い相関を示しているが、それ以外は有意ではない。妻 = 正規雇用ダミーも有意ではなく、しかも負の符号を示している。妻の家事・育児労働時間も負の符号を示しているがやはり有意ではない。夫の労働時間はすべて正の符号を示しているが予想とは反対にその労働時間が長くなればなるほど推定係数値は小さくなっており、しかも夫 = 正規雇用ダミーは正の符号を示してはいるものの有意ではなく、クロス・パートナー効果は支持されてい

い。夫の家事・育児労働時間の符号条件は負であるが、第1列、第2列の推定結果はともに夫の家事・育児時間は有意に妻の生活満足度を引き上げること示している。妻の年齢のU字仮説は符号条件を満たしてはいるが1乗項、2乗項ともに有意ではない。表2の第2列には不本意専業主婦を考慮せず、それを妻の労働時間の参照グループとした推定結果が示されているが、これはBooth and van Ours (2008, 2009, 2013) のジェンダー・アイデンティティ仮説の検証結果でもある。4種類のすべての正の労働時間に関する説明変数のすべてで推定係数は負の符号を示している。また、0時間以上15時間未満が5%で、15時間以上30時間未満が10%を若干下回る程度で有意であるが、30時間以上40時間未満と40時間以上はともに有意ではない。したがって専業主婦と30時間以上就労する妻の生活満足度に有意差はなく、30時間未満で短時間働く妻のそれの方が低くなっており、同ジェンダー・アイデンティティ仮説は支持されない。これら以外の説明変数については第1列と基本的に同様である。

表3 子を持つ妻の推定結果（被説明変数：妻の生活満足度）

説明変数	推定係数	z 値	推定係数	z 値
夫婦総所得（対数値）	0.959	1.970*	0.945	1.947 [†]
妻の健康度	-0.044	-0.761	-0.042	-0.720
妻の週平均労働時間	参照グループ： 不本意専業主婦		参照グループ： 専業主婦	
0時間（不本意ではない専業主婦）	0.905	0.591		
0時間以上15時間未満	-2.518	-2.844**	-2.628	-3.025**
15時間以上30時間未満	-0.822	-1.396	-0.845	-1.435
30時間以上40時間未満	-0.465	-1.045	-0.488	-1.094
40時間以上	-0.152	-0.377	-0.142	-0.352
妻＝正規雇用	-0.902	-1.317	-1.033	-1.581
妻の週平均家事・育児時間	-0.001	-1.196	-0.001	-1.101
夫の健康度	-0.045	-0.587	-0.044	-0.587
夫の週平均労働時間	参照グループ：専業主夫			
0時間以上30時間未満	4.161	2.194*	4.130	2.180*
30時間以上40時間未満	2.484	1.539	2.497	1.551
40時間以上50時間未満	2.492	1.527	2.497	1.535
50時間以上60時間未満	2.236	1.336	2.214	1.326
60時間以上	1.464	0.864	1.430	0.846
夫＝正規雇用	-0.349	-0.421	-0.335	-0.404
夫の週平均家事・育児労働時間	0.002	1.602	0.002	1.566
妻の年齢	-0.349	-1.166	-0.365	-1.222
妻の年齢の2乗	0.004	1.084	0.005	1.136
サンプル数	210		210	
Pseudo R ²	0.179		0.178	
LR chi ²	82.04*		81.68*	
Log likelihood	-188.175		-188.353	
閾値 1	-1.755		-2.542	
閾値 2	0.971		0.188	
閾値 3	1.526		0.741	
閾値 4	3.804		3.017	

（注）表中の**および*はそれぞれ1%と5%で有意であることを表している。

表3にはサンプルを、子どもを持つ夫婦に制限した場合の推定結果が示されている。第2列では妻＝正規雇用ダミーが弱い負の相関を示しているものの、第1列と第2列の妻の労働時間に関する4つの説明変数の推定係数はすべて負の符号を示し、やはり労働時間が長くなればなるほどその絶対値は小さくなっており、また、有意なのは0時間以上15時間未満だけである。このこ

とから子どもを持つ妻であっても2つのジェンダー・アイデンティティ仮説はともに支持されていないことがわかる。さらに、夫の労働時間に関する説明変数の推定係数はすべて正であり、夫の労働時間が長くなればなるほど小さくなっている。0時間以上30時間未満が5%で有意であるほかは30時間以上40時間未満が弱い相関を示しているだけで、そのほかはすべて有意ではなく、夫＝正規雇用ダミーは負の符号を示してしかも有意ではない。夫の家事・育児労働時間は正の符号を示して10%では有意ではない。以上からクロス・パートナー効果も支持されていないことがわかる。妻の年齢に関するU字仮説は支持されていない。

5. 結論

本研究では「生活時間に関するアンケート調査, 2007」(連合総合生活開発研究所)を用い、アイデンティティ経済学をフレームワークとして米国における妻の雇用形態と労働時間がその生活満足度にどのような影響を与えるのかを、家事・育児労働時間を明示的に考慮し、実証的に考察した。その結果、第1に、2つのアイデンティティ仮説はともに支持されないことが明らかになった。つまり、Akerlof and Kranton (2000)に基づくアイデンティティ仮説が主張するように不本意専業主婦の生活満足度が最も低く、不本意ではない専業主婦の生活満足度が最も高くなることもなければ、妻の生活満足度はその労働時間が長くなればなるほど低下してゆくこともない。また、Booth and van Ours (2008, 2009, 2013)のジェンダー・アイデンティティ仮説が主張するように妻の生活満足度は仕事と家庭責任を両立できる短時間のパートタイム労働が最も高くなることもない。本論文での実証分析の結果は妻の生活満足度は0時間以上15時間未満しか働かない場合にのみ有意に低下しないことを明らかにしている。第2に、これらについては子どもを持つ妻についても同様であることが明らかにされた。そして最後に、夫のクロス・パートナー効果は確認されなかった。

各労働時間別の推定係数に注目すると、アイデンティティ経済学に基づくジェンダー・アイデンティティ仮説から導き出される予想とは反対に労働時間が長くなればなるほど就労する妻の生活満足度と専業主婦のそれとの乖離は縮小してゆく。このことは米国では専業主婦を嗜好するグループと就労を嗜好するグループとに分かれ、「(子を持つ)妻は働くべきではない」という社会的行動規範が存在する一方で、後者のグループ内でさらに「(子を持つ)妻も長時間働くべきである」というもう1つの社会的行動規範が存在するかのようである。

なお、Appendicesには被説明変数として妻の仕事満足度を用いた場合の記述統計、修正されたゲーム・ツリーおよび推定結果が示されている。サンプルには専業主婦は存在しないのでモデルの設定を「ジェンダー」という社会的カテゴリーのうち「女性」というグループの中の「就労する妻」というサブグループに短時間労働に選好を持つ W_1 と、長時間労働に選好を持つ W_2 の2種類の妻が存在し、社会で支配的となっている労働に関する行動規範を「妻は短時間労働をするべきである(妻は長時間労働をするべきではない)」と設定している。A2およびA3は子どもを持つ妻が持つまいが労働時間の違いは妻の仕事満足度に有意な差をもたらさないことを明らかにしている。

今回の分析結果には妻と夫の健康度が負の符号を示すなど疑問を抱かざるを得ない推定結果も含まれている。また、本論文では単年データからのクロス・セクション分析が行なわれたが先行研究のようにパネルデータを使用した分析をする必要があるだろう。これらについては今後の課題としたい。

Appendices

A1 記述統計（就労する妻）

変 数	就労する妻 (n = 278)				子どもを持つ就労する妻 (n = 195)			
	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差
妻の年齢	21.000	49.000	36.737	7.180	21.000	49.000	38.149	6.776
夫の年齢	22.000	56.000	38.874	7.412	23.000	56.000	39.964	7.107
妻の最終学歴	2.000	7.000	5.295	1.650	2.000	7.000	5.205	1.668
夫の最終学歴	2.000	7.000	4.978	1.812	2.000	7.000	4.908	1.845
妻の仕事満足度	1.000	5.000	4.058	1.142	1.000	5.000	4.138	1.008
年間夫婦所得（ドル）	40,000.000	430,000.000	148,645.700	62,189.790	40,000.000	430,000.000	148,492.300	64,074.350
妻の健康状態	9.000	30.000	21.353	3.716	9.000	30.000	21.692	3.612
夫の健康状態	13.000	30.000	22.910	3.142	13.000	30.000	22.872	2.957
妻の週平均労働時間（時間）	5.000	83.883	37.08052	11.53026	5.000	78.633	36.071	11.631
夫の週平均労働時間（時間）	0.000	108.500	43.593	14.015	0.000	108.500	43.336	13.751
妻＝正規雇用ゲーム	0.000	1.000	0.9280576	0.2588586	0.000	1.000	0.923	0.267
夫＝正規雇用ゲーム	0.000	1.000	0.924	0.265	0.000	1.000	0.923	0.267
妻の家事・育児時間（分）	0.000	1,245.000	244.986	186.299	0.000	1,245.000	299.662	181.108
夫の家事・育児時間（分）	0.000	780.000	168.115	161.836	0.000	780.000	207.185	172.821
本人もしくは夫の父母同居ゲーム	0.000	1.000	0.061	0.240	0.000	1.000	0.072	0.259
0－5歳の子どもの同居ゲーム	0.000	1.000	0.342	0.475	0.000	1.000	0.487	0.501
6－12歳の子どもの同居ゲーム	0.000	1.000	0.216	0.412	0.000	1.000	0.308	0.463
13－17歳の子どもの同居ゲーム	0.000	1.000	0.097	0.297	0.000	1.000	0.138	0.346

A2 就労する妻の推定結果（被説明変数：妻の仕事満足度）

説 明 変 数	推定係数	z 値	推定係数	z 値
夫婦総所得（対数値）	0.750	2.020*	0.681	1.886 ⁺
妻の健康度	0.004	0.105	0.004	0.106
妻の週平均労働時間	参照グループ： 不本意0時間以上15時間未満		参照グループ： 0時間以上15時間未満	
不本意ではない0時間以上15時間未満	-0.606	-0.834		
15時間以上30時間未満	-0.485	-1.205	-0.414	-1.054
30時間以上40時間未満	0.037	0.118	0.095	0.315
40時間以上	0.363	1.233	0.362	1.231
妻＝正規雇用	0.149	0.306	0.204	0.423
妻の週平均家事・育児時間	-0.001	-1.101	-0.001	-1.285
夫の健康度	0.038	0.766	0.037	0.747
夫の週平均労働時間	参照グループ：専業主夫			
0時間以上30時間未満	1.043	0.790	0.955	0.725
30時間以上40時間未満	-0.368	-0.303	-0.351	-0.288
40時間以上50時間未満	0.156	0.127	0.153	0.124
50時間以上60時間未満	0.477	0.390	0.502	0.411
60時間以上	-0.994	-0.772	-1.023	-0.795
夫＝正規雇用	0.806	1.467	0.799	1.458
夫の週平均家事・育児労働時間	0.001	0.530	0.001	0.706
妻の年齢	0.053	0.266	0.036	0.182
妻の年齢の2乗	-0.001	-0.340	-0.001	-0.260
サンプル数	278		278	
Pseudo R ²	0.087		0.086	
LR chi ²	62.14*		61.44*	
Log likelihood	-326.570		-326.917	
閾値 1	8.030		6.980	
閾値 2	9.403		8.356	
閾値 3	10.067		9.021	
閾値 4	11.774		10.724	

（注）表中の*および⁺はそれぞれ5%と10%で有意であることを表している。

A3 子どもを持つ就労する妻の推定結果（被説明変数：妻の仕事満足度）

説明変数	推定係数	z 値	推定係数	z 値
夫婦総所得（対数値）	0.931	1.811 [†]	0.816	1.669 [†]
妻の健康度	-0.007	-0.124	-0.007	-0.115
妻の週平均労働時間	参照グループ： 不本意0時間以上15時間未満		参照グループ： 0時間以上15時間未満	
不本意ではない0時間以上15時間未満	-0.656	-0.753		
15時間以上30時間未満	-0.583	-1.094	-0.487	-0.943
30時間以上40時間未満	-0.111	-0.262	-0.027	-0.067
40時間以上	0.592	1.373	0.596	1.387
妻＝正規雇用	-0.282	-0.445	-0.186	-0.300
妻の週平均家事・育児時間	-0.002	-2.016*	-0.002	-2.254*
夫の健康度	0.084	1.057	0.081	1.023
夫の週平均労働時間	参照グループ：専業主夫			
0時間以上30時間未満	0.473	0.257	0.332	0.179
30時間以上40時間未満	-0.821	-0.468	-0.813	-0.458
40時間以上50時間未満	-0.364	-0.203	-0.377	-0.207
50時間以上60時間未満	0.108	0.060	0.165	0.091
60時間以上	-1.802	-0.967	-1.848	-0.982
夫＝正規雇用	0.808	1.064	0.861	1.142
夫の週平均家事・育児労働時間	0.000	-0.030	0.000	0.170
妻の年齢	0.098	0.339	0.074	0.256
妻の年齢の2乗	-0.003	-0.728	-0.003	-0.655
サンプル数	195		195	
Pseudo R ²	0.150		0.149	
LR chi ²	72.11 [†]		71.54 [†]	
Log likelihood	-203.681		-203.965	
閾値 1	5.542		3.797	
閾値 2	8.183		6.452	
閾値 3	9.179		7.449	
閾値 4	11.099		9.361	

（注）表中の*および†はそれぞれ5%と10%で有意であることを表している。

謝辞

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「〔生活時間に関するアンケート調査, 2007〕（連合総合生活開発研究所）」の個票データの提供を受けました。ここに記して感謝いたします。

参考文献

- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2000) "Economics and Identity," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.3, pp.715-753.
- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2002) "Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education," *Journal of Economic Literature*, Vol.40, No.4, pp.1167-1201. Available from:
<http://www.jstor.org/stable/3217319> [Accessed 4 December 2014].
- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2005) "Identity and the Economics of Organization," *Journal of Economic Perspective*, Vol.19, No.1, pp.9-32. Available from:

- <http://www.jstor.org/stable/4134990> [Accessed 17 September 2010].
- Akerlof, G. A. and Kranton R. E. (2008) "Identity, Supervision, and Work Group," *The American Economic Review*, Vol.98, No.2, pp.212-17. Available from:
<http://www.jstor.org/stable/29730022> [Accessed 17 September 2010].
- Ando, J. (2011) "Identity and Couples' Housework Sharing: A Virtual Experiment on Husbands' Gender Display", *Japanese Economy*, Vol. 38, No. 3, pp. 3-29.
- Ando, J. (2012a) , "Changes in Dual-Earner Couples' Housework Behavior: From the Empirical Analyses of Cohort A in the JPSC," *Japanese Economy*, Vol. 39, No. 4, pp. 3-41.
- Ando, J. (2012b) , "Empirical Analysis of Dual-Earner Couples' Housework Behavior Using JGSS-2006," *Japanese Economy*, Vol. 39, No. 4, pp. 42-59.
- Ando, J. (2015) "Social Norms, Gender Identity, and High-Earning Wives' Housework Behavior in Japan: An Identity Economics Framework," *The Japanese Political Economy*, Vol.41, No.1-2, pp.36-51. Available from:
<https://doi.org/10.1080/2329194X.2015.1105675> [Accessed 9 December 2016].
- 安藤潤 (2018) 「アイデンティティ経済学と共稼ぎ夫婦の既婚女性の家事労働行動:JPSC2000—2008 パネルデータを用いた実証分析」日本経済政策学会[編]『経済政策ジャーナル』第13巻, 第1・2号, pp. 77-80.
- Bardasi, E. and Francesconi, M. (2004) "The Impact of Atypical Employment on Individual Wellbeing: Evidence from A Panel of British Workers," *Social Science & Medicine*, Vol.58, pp.1671-1688. Available from:
[https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00400-3](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00400-3) [Accessed 9 December 2016].
- Bertland, M. (2013) "Career, Family, and the Well-Being of College-Educated Women. *The American Economic Review*, Vol.103, No.3, pp.244-250. Available from:
<https://dx.doi.org/10.1257/aer.103.3.244> [Accessed 4 December 2018].
- Bertland, M., Pan, J., and Kamenica, E. (2015) "Gender Identity and Relative Income within Households," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.130, No.2 pp.571-614. Available from:
<https://doi.org/10.1093/qje/qjv001> [Accessed 8 August 2018].
- Booth, A. L. and van Ours, J. C. (2008) "Job Satisfaction and Family Happiness: The Part-Time Work Puzzle," *The Economic Journal*, Vol.118, No.526, pp.F77-F99. Available from:
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02117.x> [Accessed 17 December 2017].
- Booth, A. L. and van Ours, J. C. (2009) "Hours of Work and Gender Identity: Does Part-Time Work Make the Family Happier?" *Economica*, Vol.76, No.301, pp.176-196. Available from:
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00670.x> [Accessed 17 December 2017].
- Booth, A. L. and van Ours, J. C. (2013) "Part-Time Jobs: What Women Want?" *Journal of Population Economics*, Vol.26, pp.263-283. Available from:
<https://doi.org/10.1007/s00148-012-0417-9> [Accessed 17 December 2017].
- Boulou-Reshef, B. (2015) "Toward a Personal Identity Argument to Combine Potentially Conflicting Social Identities," *Review of Social Economy*, Vol.73, No.1, pp.1-18. Available from:
<https://doi.org/10.1080/00346764.2014.990745> [Accessed 22 December 2017].

- Chang, W. (2011) "Identity, Gender, and Subjective Well-Being," *Review of Social Economy*, Vol.69, No.1, pp.97-121. Available from:
<https://doi.org/10.1080/00346760902756495> [Accessed 22 December 2017].
- Clark, A. E. (1997) "Job Satisfaction and Gender: Why Are Women So Happy at Work?" *Labour Economics*, Vol.4, pp.341-372. Available from:
[https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(97\)00010-9](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(97)00010-9) [Accessed 22 December 2017].
- Fine, B. (2009) , "The Economics of Identity and the identity of Economics?" *Cambridge Journal of Economics*, Vol.33, No.2, pp.175-191. Available from:
<https://doi.org/10.1093/cje/ben036> [Accessed 24 September 2010].
- Gregory, M. and Connolly, S. (2008) "Feature: The Price of Reconciliation: Part-Time Work, Families, and Women's Satisfaction. *The Economic Journal*, Vol.118, No.526, pp.F1-F7. Available from:
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02113.x> [Accessed 14 May 2018].
- Paull, G. (2008) "Children and Women's Hours of Work. *The Economic Journal*, Vol.118, No.526, pp.F8-F27. Available from:
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02114.x> [Accessed 5 December 2018].
- Russo, G. (2012) "Job and Life Satisfaction Among Part-time and Full-time Workers: The 'Identity' Approach," *Review of Social Economy*, Vol.70, No.3, pp.315-343. Available from:
<https://doi.org/10.1080/00346764.2011.632323> [Accessed 22 December 2017].
- Sousa-Poza, A. and Sousa-Poza, A. A. (2003) "Gender Differences in Job Satisfaction in Great Britain, 1991-2000: Permanent or Transitory?" *Applied Economic Letters*, Vol.10, pp.691-694. Available from:
<https://doi.org/10.1080/1350485032000133264> [Accessed 22 December 2017].
- 戸田淳仁 (2012) 「女性の働き方と生活満足度——固定効果モデルを用いた労働時間や雇用形態の影響分析」『季刊家計経済研究』第96号, pp. 6-16.
- Treas, J., van der Lippe, T., and Tai, T. C. (2011) "The Happy Homemaker? Married Women's Well-Being in Cross-National Perspective," *Social Forces*, Vol.90, No.1, pp.111-132. Available from:
<https://doi.org/10.1093/sf/90.1.111> [Accessed 22 December 2017].
- Wielers, R., Munderlein, M., and Koster, F. (2014) "Part-Time Work and Work Hours Preferences. An International Comparison, *European Sociological Review*, Vol.30, No.1, pp.76-89. Available from:
<https://doi.org/10.1093/esr/jct023> [Accessed 4 December 2018].

